

Crecimiento económico y desigualdad. Nuevas extensiones del proceso de Kuznets*

LÓPEZ MENÉNDEZ, A. J.(**); ALVARGONZÁLEZ RODRÍGUEZ, M.; PÉREZ SUÁREZ, R.
Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Oviedo.

Campus del Cristo s/n, 33006 Oviedo.

Tel: 985103759, Fax: 985104765. E-mail: (**) anaj@uniovi.es

RESUMEN

La hipótesis de Kuznets según la cual el crecimiento conduce en sus fases iniciales a una mayor desigualdad de la renta, y posteriormente a una mayor igualdad, ha suscitado una gran controversia basada en aportaciones tanto analíticas como empíricas.

Así, desde el punto de vista analítico conviene tener presente que el modelo “U-invertida” de Kuznets se basa en supuestos muy restrictivos, siendo necesarias extensiones que describan de modo más realista el comportamiento de la desigualdad a partir del crecimiento económico. Por su parte, los resultados empíricos vienen condicionados por la información muestral analizada, los indicadores considerados y las técnicas de estimación empleadas.

En este trabajo incorporamos nuevos indicadores para cuantificar la desigualdad, derivando la relación analítica de estas medidas con el crecimiento económico y contrastando la validez de estos modelos con la información disponible.

Palabras clave: desigualdad, crecimiento, U invertida de Kuznets

Economic Growth and Inequality. New extensions of the Kuznets process

ABSTRACT

The Kuznets' hypothesis according to which inequality increases in the initial levels of development to decrease later on, after a certain point of return, has been the subject of great attention with many theoretical and empirical contributions.

Thus, from the analytic point of view it has been pointed out that Kuznets “inverted-U” model is based on restrictive assumptions, suggesting the convenience of further extensions that describe in a more realistic way the relation between economic growth and inequality.

On the other hand, the empirical results come conditioned by the considered sample, the selected indicators and the estimation techniques.

In this paper we consider new inequality indicators, deriving their analytic relation with the economic growth and testing their validity with the available information.

Keywords: inequality, growth, Kuznets' inverted-U

* Los autores desean agradecer las sugerencias realizadas por dos evaluadores anónimos, que han contribuido a mejorar la versión inicial del presente trabajo

JEL classification: 011, C51

Artículo recibido en Julio de 2004 y aceptado para su publicación en Febrero de 2005.

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref.: e-24102.

1. INTRODUCCIÓN

La hipótesis de S. Kuznets (1955), según la cual el crecimiento conduce en sus fases iniciales a una mayor desigualdad de la renta, y posteriormente a una mayor igualdad, ha sido considerada durante décadas como un hecho estilizado en los análisis distributivos. Sin embargo, en los últimos años la disponibilidad de bases de datos amplias ha permitido a numerosos investigadores contrastar este supuesto, llegando a conclusiones dispares en función de la información muestral analizada, los indicadores considerados y las técnicas de estimación empleadas.

Dado que el modelo de U invertida sugerido por Kuznets (1955) se basa en supuestos muy restrictivos se han propuesto diversas extensiones que, mediante la modificación de algunas hipótesis, la consideración de variables explicativas adicionales o la utilización de formas funcionales más flexibles, permitan describir con un mayor realismo el comportamiento de la desigualdad a partir del crecimiento económico.

Siguiendo este planteamiento, en este trabajo incorporamos nuevos indicadores para cuantificar la desigualdad, derivando la relación analítica de estas medidas con el crecimiento económico y contrastando la validez de estos modelos a partir de la información estadística disponible.

El esquema de trabajo es el siguiente: el apartado segundo describe el planteamiento clásico del proceso de Kuznets con las hipótesis que lo sustentan, y que sirven de base para derivar las relaciones analíticas con las medidas de desigualdad más habituales.

A continuación, el apartado tercero analiza las principales debilidades del proceso de Kuznets, contemplando varias alternativas para tratar de solventarlas y proponer así modelos más realistas para la descripción de las relaciones entre desigualdad y crecimiento.

Adoptando una de estas extensiones, en el cuarto apartado se introducen dos nuevas medidas de desigualdad cuya conexión con el crecimiento económico viene formulada a través de expresiones más flexibles que las asociadas a los indicadores habitualmente utilizados.

Como complemento empírico, el apartado quinto presenta los resultados obtenidos al estimar las relaciones entre desigualdad y crecimiento a partir de una base de datos internacional construida a partir de la información suministrada por la Penn World Table elaborada por A. Heston, R. Summers y B. Aten (2002) y el banco de datos de K. Deininger y L. Squire (1998).

El trabajo finaliza con un apartado en el que se resumen sus principales conclusiones.

2. EL PROCESO DE KUZNETS Y SU APROXIMACIÓN ANALÍTICA

La existencia de una relación entre el nivel de desigualdad de renta de un país y la evolución de su renta per cápita fue introducida por Simon Kuznets (1955), quien recopila y analiza datos relativos al crecimiento económico moderno a partir de información extraída de las declaraciones de impuestos de distintos países. Así, en su trabajo pionero de 1955 este autor plantea cómo los cambios intersectoriales de mano de obra desde la agricultura hacia sectores no agrícolas con mayores rentas per cápita producirían un patrón en el que la desigualdad de renta aumentaría inicialmente para después disminuir.

Tal y como el propio Kuznets reconocía en su discurso presidencial de la Asociación Económica Americana, estas investigaciones disponían de poca información empírica (datos de corte transversal para 5 países) por lo que “*el artículo es quizá un 5% de información empírica y un 95% de especulación, en parte posiblemente contaminada por las ilusiones*”. Ocho años más tarde, Kuznets (1963) presentó evidencia empírica adicional que le llevó a postular la curva que lleva su nombre, también denominada U-invertida, esto es, un patrón de la desigualdad primero creciente y después decreciente en relación al crecimiento económico.

El planteamiento inicial de Kuznets parte de la consideración de una economía dual, donde x representa la proporción de población dedicada al sector moderno, que se considera indicador del nivel de desarrollo, mientras μ_i e I_i ($i=1,2$) son respectivamente las rentas medias y los niveles de desigualdad de los sectores moderno y tradicional, para los que se asume:

$$\theta = \frac{\mu_1}{\mu_2} > 1; \frac{I_1}{I_2} > 1.$$

La hipótesis según la cual las fuerzas que conducen a la desigualdad predominan durante las primeras fases del crecimiento puede entonces ser formulada como:

$\left[\frac{\partial I}{\partial x} \right]_{x=0} > 0$, mientras que la existencia de un punto de retorno equivale a la condición:

$\left[\frac{\partial I}{\partial x} \right]_{x=1} < 0$, pasando la desigualdad a ser en la última etapa una función decreciente.

A pesar del indudable interés existente por analizar la desigualdad económica y su relación con el crecimiento, todavía sigue siendo cierto –tal y como afirma K. Sylwester (2000)– que los economistas se ocupan básicamente de explicar el *cómo* y no el *porqué*. De ahí la necesidad de desarrollar expresiones analíticas que relacionen las medidas de desigualdad con algún indicador del crecimiento.

En este sentido, los trabajos iniciales de S. Kuznets (1955) analizaban una medida de desigualdad (concretamente la curva de Lorenz agregada) para una economía hipotética con sólo dos sectores de actividad, mientras S. Robinson (1976) demostró

la existencia de una relación general con forma de U invertida cuando la desigualdad se mide a través de la varianza y J.B. Knigh (1976) comprobó la misma relación para el índice de Gini bajo el supuesto de perfecta igualdad dentro de los sectores.

Posteriormente, S. Anand y S.M.R. Kanbur (1993) realizan un tratamiento más general considerando seis medidas habituales de desigualdad, para las que derivan su relación con el nivel de crecimiento y estudian las condiciones para el cumplimiento de las hipótesis de Kuznets. Más concretamente, asumiendo la existencia de dos sectores -tradicional y moderno- en una economía, estos autores obtienen relaciones funcionales entre crecimiento y desigualdad para el índice de Theil, el coeficiente L de Theil, la varianza normalizada, el índice de Atkinson, el coeficiente de Gini y la varianza de logaritmos, contrastando además si las expresiones analíticas deducidas apoyan las hipótesis de Kuznets relativas al crecimiento inicial de la desigualdad y la existencia de un punto de retorno, esto es, si la desigualdad crece al principio del

desarrollo: $\left[\frac{\partial I}{\partial x} \right]_{x=0} > 0$ y si existe un punto de retorno: $\left[\frac{\partial I}{\partial x} \right]_{x=1} < 0$.

En este sentido, S. Anand y S.M.R. Kanbur realizan una distinción entre las medidas de desigualdad débilmente descomponibles (aquéllas en las que el componente de desigualdad intrasectorial puede ser expresado como suma ponderada de las desigualdades de cada sector) y las medidas descomponibles (cuando las ponderaciones son proporciones poblacionales o de renta que suman la unidad), comprobando que para este último grupo (al que pertenecen todas las medidas consideradas en su estudio con la excepción de la varianza de los logaritmos) se obtiene una expresión $I=I(\mu_1, \mu_2, I_1, I_2, x)$ para la que la primera condición está garantizada.

La tabla 1 recoge las expresiones que relacionan la desigualdad cuantificada mediante distintos indicadores con el crecimiento aproximado por la renta per cápita, así como las condiciones necesarias para la existencia de un punto de retorno.

Estos resultados revisten especial interés de cara a las investigaciones empíricas ya que, si se asume el proceso de Kuznets como fundamento teórico del análisis, es necesario tener presente que cada índice lleva asociada su propia forma funcional. Esta debe ser la expresión especificada para llevar a cabo la correspondiente estimación, pudiendo en otro caso derivarse conclusiones erróneas.

Tabla 1: Relaciones entre desigualdad y crecimiento para distintos indicadores

Índice de Desigualdad	Relación funcional entre Desigualdad y crecimiento	Condición necesaria para el punto de retorno
Theil (T)	$T = A + B \frac{1}{\mu} + C \log \mu$ <p>donde</p> $A = \frac{1}{\mu_1 - \mu_2} [\mu_1 (T_1 + \log \mu_1) - \mu_2 (T_2 + \log \mu_2)]$ $B = \frac{\mu_1 \mu_2}{\mu_1 - \mu_2} [T_2 - T_1 + \log \mu_2 - \log \mu_1]$ $C = -1$	$(T_1 - T_2) < (\theta - 1 - \log \theta)$
L de Theil	$L = A + B\mu + C \log \mu$ <p>donde</p> $A = \frac{1}{\mu_1 - \mu_2} [\mu_1 L_2 - \mu_2 L_1 + \mu_2 \log \mu_1 - \mu_1 \log \mu_2]$ $B = \frac{1}{\mu_1 - \mu_2} [L_1 - L_2 - \log \mu_1 + \log \mu_2]$ $C = 1$	$(L_1 - L_2) < \left(\frac{1}{\theta} - 1 + \log \theta \right)$
Varianza	$S^2 = A + B \left(\frac{1}{\mu} \right) + C \left(\frac{1}{\mu} \right)^2$ <p>donde</p> $A = -1$ $B = \frac{1}{\mu_1 - \mu_2} [\mu_1^2 (S_1^2 + 1) - \mu_2^2 (S_2^2 + 1)]$ $C = \frac{\mu_1 \mu_2}{\mu_1 - \mu_2} [\mu_2 (S_2^2 + 1) - \mu_1 (S_1^2 + 1)]$	$S_1^2 \left(\frac{2}{\theta} - 1 \right) - \left(\frac{1}{\theta} \right)^2 S_2^2 < \left(\frac{1}{\theta} - 1 \right)^2$
Índice de Atkinson	$[1 - I(\epsilon)]^{1-\epsilon} = A + B\mu^\epsilon + C\mu^{\epsilon-1}$ <p>donde</p> $A = 0$ $B = \frac{1}{\mu_1 - \mu_2} [\mu_1^{1-\epsilon} (1 - I_1)^{1-\epsilon} - \mu_2^{1-\epsilon} (1 - I_2)^{1-\epsilon}]$ $C = \frac{1}{\mu_1 - \mu_2} [\mu_1 \mu_2^{1-\epsilon} (1 - I_2)^{1-\epsilon} - \mu_2 \mu_1^{1-\epsilon} (1 - I_1)^{1-\epsilon}]$	<p>Caso $0 < \epsilon < 1$</p> $\left(\frac{1 - I_2}{1 - I_1} \right)^{1-\epsilon} < \left(\frac{\epsilon \theta + 1 - \epsilon}{\theta^\epsilon} \right)$ <p>Caso $\epsilon > 1$</p> $\left(\frac{1 - I_2}{1 - I_1} \right)^{1-\epsilon} > \left(\frac{\epsilon \theta + 1 - \epsilon}{\theta^\epsilon} \right)$
Índice de Gini	$G = A + B\mu + C \frac{1}{\mu}$ <p>donde</p> $A = \frac{1}{(\mu_1 - \mu_2)^2} [\mu_1^2 - \mu_2^2] - 2\mu_1 \mu_2 (G_1 + G_2)$ $B = \frac{1}{(\mu_1 - \mu_2)^2} [\mu_1 (1 - G_1) - \mu_2 (1 + G_2)]$ $C = \frac{\mu_1 \mu_2}{(\mu_1 - \mu_2)^2} [\mu_1 (1 - G_2) - \mu_2 (1 + G_1)]$	$\frac{1 + G_1}{1 - G_1} < \theta$
Varianza del logaritmo	$\sigma^2 = A + B\mu + C\mu^2$ <p>donde</p> $A = \frac{1}{(\mu_1 - \mu_2)^2} [(\mu_1 - \mu_2)(\mu_1 \sigma_1^2 - \mu_2 \sigma_2^2) - \mu_1 \mu_2 (m_1 - m_2)^2]$ $B = \frac{1}{(\mu_1 - \mu_2)^2} [(\mu_1 - \mu_2)(\sigma_1^2 - \sigma_2^2) + (\mu_1 + \mu_2)(m_1 - m_2)^2]$ $C = -\frac{(m_1 - m_2)^2}{(\mu_1 - \mu_2)^2}$	$\frac{\sigma_1^2 - \sigma_2^2}{(m_1 - m_2)^2} < 1$

Fuente: ANAND, S.; KANBUR, S.M.R. (1993)

3. ALGUNAS EXTENSIONES DEL PROCESO DE KUZNETS

El proceso de Kuznets se basa en hipótesis excesivamente restrictivas, por lo que resulta interesante examinar distintas alternativas para la elaboración de nuevos modelos, más flexibles y adecuados para explicar la evolución conjunta del crecimiento y la desigualdad.

Así, el enfoque dual propuesto en la formulación inicial de Kuznets (1955) considera como indicador de desarrollo la proporción de población dedicada al sector no agrario. Este supuesto resulta poco realista ya que, tal y como comenta R. Ram (1989), muy pocas economías en el mundo son estrictamente dualistas.

Parece evidente que en la actualidad el análisis de la economía no puede llevarse a cabo distinguiendo únicamente los sectores agrario y no agrario. No obstante, el planteamiento dualista podría ser actualizado, manteniendo sus ventajas de índole práctica y adaptando las modalidades consideradas en función de nuestros objetivos. Así por ejemplo podría ser interesante analizar separadamente el sector servicios o el denominado sector TIC (Tecnologías de la Información y la Comunicación) como aproximación a la denominada “nueva economía”.

Es necesario además señalar que los trabajos de Kuznets (1955, 1963) asumen que el sector considerado “moderno” presenta niveles de desigualdad superiores a los del sector tradicional, supuesto que en la actualidad no es asumible debido tanto a razones tecnológicas y políticas como a la existencia de emigración. Esta limitación ha llevado a autores como J. Vicente y L. Borge (2000) a analizar el proceso considerando la posibilidad de rentas menos desiguales en el sector moderno, situación en la cual podrían presentarse patrones de U sin invertir.

Por otra parte, resulta excesivamente restrictivo asumir la constancia de rentas y desigualdades intrasectoriales. Con el objetivo de solucionar este inconveniente, S. Anand y S.M.R. Kanbur (1993) extienden el modelo de Kuznets permitiendo variaciones en las rentas medias de los dos sectores considerados μ_1 , μ_2 y analizando las consecuencias que ello tiene sobre la existencia de puntos de retorno y la forma funcional de la desigualdad en función del crecimiento. Más concretamente, estos autores consideran que el ratio de rentas $\theta = \frac{\mu_1}{\mu_2}$ varía en el tiempo, mientras los niveles

de desigualdad sectoriales (cuantificados a través del índice de Theil) permanecen constantes, llegando a la conclusión de que en esta situación podría no existir punto de retorno en la desigualdad.

Otra de las limitaciones del proceso de Kuznets es que las productividades sectoriales y por tanto implícitamente el crecimiento, son considerados como exógenos. En este sentido, diversos autores han puesto de manifiesto la necesidad de analizar también el modo en que el crecimiento se ve afectado por la distribución, sugiriendo la especificación de modelos que recojan las relaciones simultáneas entre ambas características.

Una consideración adicional va referida a la propia especificación de los modelos de Kuznets que, tal y como señala R. Ram (1995), consiste habitualmente en polinomios de segundo grado con variables expresadas en niveles o en logaritmos. Estos modelos incluyen dos parámetros, permitiendo la existencia de un único punto de ruptura, lo cual puede ser insuficiente para representar algunas realidades empíricas.

Con el objetivo de postular nuevas formas funcionales, R. Ram (1995) parte de expresiones del tipo: $I = (1 - e^{-\beta_1\mu})e^{-\beta_2\mu}$ en las que, para el caso de valores nulos de la renta media, se obtienen niveles también nulos de desigualdad (a diferencia de lo que sucede en los modelos convencionales, que asocian a valores nulos de las rentas altos niveles de desigualdad).

A pesar de la mayor flexibilidad de su forma funcional, este modelo permite la existencia de un único punto de retorno. Como consecuencia, G.H. Wan (2002) completa la especificación anterior incorporando tendencias lineal y cuadrática.

$$I = (1 - e^{-\beta_1\mu})e^{-\beta_2\mu} + \beta_3\mu + \beta_4\mu^2$$

con la ventaja de que esta nueva propuesta permite optar entre la forma polinomial habitual o la propuesta de R. Ram (1995), en función del resultado de los contrastes de razón de verosimilitud (LR).

Más concretamente, si nuestros resultados no conducen al rechazo de la hipótesis $H_0 : \beta_3 = \beta_4 = 0$ entonces será preferible la especificación exponencial, mientras que la decisión de no rechazar el supuesto $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$ conducirá a utilizar un modelo lineal convencional sin término independiente.

Siguiendo el mismo planteamiento, y teniendo en cuenta que las formas funcionales asociadas al proceso de Kuznets dependen del indicador de desigualdad considerado, es posible proponer otras especificaciones ampliadas:

$$I = (1 - e^{-\beta_1\mu})e^{-\beta_2\mu} + \beta_3(\log \mu) + \beta_4(\log \mu)^2 + \beta_5$$

$$I = (1 - e^{-\beta_1\mu})e^{-\beta_2\mu} + \beta_3\mu + \beta_4\left(\frac{1}{\mu}\right) + \beta_5$$

Cabe por último señalar que diversos autores han puesto de manifiesto la dificultad de llegar a explicar adecuadamente los niveles de desigualdad a partir de modelos que consideran como única variable explicativa el nivel de renta. Para solventar esta limitación se han sugerido la consideración de numerosas variables tales como el sistema político [K. Deininger y L. Squire (1998)], el ritmo de crecimiento [J.Y. Chang y R. Ram (2000)], el comercio exterior [F. Bourguignon y C. Morrison (1990)], el gasto en educación [K. Sylvester (2000)], el progreso técnico [J. Vicente y L. Borge (2000)], las transferencias públicas [B. Milanovic (2000)], la inversión en I+D [W.G. Park y D.A. Brat (1995)] e incluso los índices de desarrollo humano [T. Ogwang (2000)]. No obstante, tal y como ponen de manifiesto varios de estos autores, es necesario tener presente que al añadir nuevas variables puede producirse una pérdida de significación de la renta.

4. DESIGUALDAD COLECTIVA Y DOBLE CUADRÁTICA. CONEXIÓN CON EL CRECIMIENTO ECONÓMICO

Tal y como hemos señalado previamente, la flexibilidad de la relación entre desigualdad y crecimiento irá asociada en gran medida a la expresión utilizada para medir la desigualdad.

En este apartado vamos a extender el estudio de la relación entre desigualdad y crecimiento a dos nuevos indicadores: el índice de desigualdad colectiva (o índice cuadrático) y el índice doble cuadrático. Ambas medidas tienen como rasgos comunes que pueden ser derivadas desde un enfoque individual, como síntesis de agravios o privaciones relativas y también que aparecen estrechamente relacionadas con la familia de medidas que se pueden descomponer aditivamente caracterizadas por D. Zagier (1983), F. Bourguignon (1979), F. A. Cowell (1980) y A.F. Shorrocks (1980).

La primera de estas características resulta de gran interés conceptual teniendo en cuenta que las medidas de desigualdad intentan resumir los desequilibrios distributivos existentes en una población por lo que autores como W.G. Runciman (1966) y S. Yitzhaki (1979) sugieren la necesidad de que estas medidas puedan ser obtenidas a partir del concepto de *privación relativa*¹.

La consideración del valor esperado de una población como referente para cuantificar el agravio relativo de un individuo conduce al índice de desigualdad individual propuesto y estudiado por A.J. López y R. Pérez (1991) que viene dado por la expresión: $d_i = \frac{E(X)}{x_i} - 1$, cuyo resultado es positivo para los rentistas que sufren la desigualdad ($x_i < E(X)$) y negativo en caso contrario.

Partiendo de un planteamiento similar es posible también derivar la medida de desigualdad doble cuadrática, propuesta recientemente por M. Alvargonzález (2003). En este caso, el indicador individual viene dado por la expresión:

$$d_i^2 = \left(\frac{E(X)}{x_i} - 1 \right)^2$$

que al ser cuadrática garantiza resultados positivos, presentando una elevada sensibilidad a la desigualdad ya que enfatiza las percepciones de agravio por parte de los rentistas menos favorecidos (concretamente aquéllos cuya renta sea inferior a la mitad del valor esperado de la población) y también la situación de no agravio

¹ De acuerdo con W.G. Runciman (1966) es posible afirmar que una persona se siente agraviada en términos relativos por una renta R cuando no percibe dicha renta, ve cómo otras personas (entre las que podría incluirse él mismo en otro instante del tiempo) perciben esa renta, desea tener esa renta y ve factible llegar a alcanzarla. Partiendo de este concepto, S. Yitzhaki (1979) propone un índice basado en la comparación de la renta de un individuo con todas aquéllas que la superan

$$D_k(X) = \sum_{i=k+1}^M (x_i - x_k) p_i$$

para los rentistas más favorecidos (aquéllos que perciben más de la mitad del salario esperado de la población)².

Por lo que se refiere al segundo de los rasgos anteriormente comentados, siguiendo la caracterización de Zagier (1983), dada una distribución de rentas con valores no nulos $\{x_1, \dots, x_M\}$ y probabilidades $\{p_1, \dots, p_M\}$ toda medida que se puede descomponer aditivamente y que cumple las propiedades de normalización o minimalidad, independencia del tamaño poblacional, invarianza por homotecias, continuidad y condición de Pigou-Dalton adopta la siguiente expresión:

$$I_\beta(X) = \sum_i \phi_\beta\left(\frac{x_i}{E(X)}\right) p_i$$

donde $\phi_\beta(x)$ es una función definida para cada β real como:

$$\phi_\beta(x) = \begin{cases} x^\beta - 1 & \text{si } \beta < 0 \\ -\log x & \text{si } \beta = 0 \\ 1 - x^\beta & \text{si } 0 < \beta < 1 \\ x \log x & \text{si } \beta = 1 \\ x^\beta - 1 & \text{si } \beta > 1 \end{cases}$$

El índice de desigualdad colectiva se corresponde con el caso $\beta = -1$, es decir:

$$D = \sum_i \left(\frac{\mu}{x_i} - 1 \right) p_i \quad \text{con } \mu = E(X).$$

Las propiedades de esta medida y su comportamiento en problemas de estimación fueron estudiados por R. Pérez (1985) y R. Pérez. C. Caso y M.A. Gil (1986). Posteriormente A.J. López y R. Pérez (1991) propusieron su derivación conceptual como síntesis de indicadores de desigualdad individual.

Por su parte, la medida doble cuadrática D^+ fue introducida recientemente por M. Alvargonzález (2003) como síntesis de desigualdades individuales cuadráticas, obtenida mediante la expresión:

$$D^+ = \sum_i \left(\frac{\mu}{x_i} - 1 \right)^2 p_i$$

comprobándose que, si bien no pertenece a la familia de medidas que se pueden descomponer aditivamente, puede ser obtenida a partir de dos medidas de esa familia.

² Se comprueba fácilmente que: $d_i^2 > d_i, d_i > 0 \Rightarrow x_i < \frac{E(X)}{2}$. De modo análogo se tiene $d_i^2 > d_i, d_i < 0 \Rightarrow x_i > \frac{E(X)}{2}$.

Más concretamente, la medida doble cuadrática D^+ se puede obtener a partir de las medidas de orden $\beta = -2$ y $\beta = -1$ mediante la expresión: $D^+(X) = I_{-2}(X) - 2I_{-1}(X)$, con lo cual puede ser considerada, en cierto modo, como un caso fraccional de la familia de medidas que se pueden descomponer aditivamente³ cuando el valor del parámetro se encuentra comprendido entre -1 y -2 .

La aplicación de la metodología propuesta por S. Anand y S.M.R. Kanbur (1993) a las dos medidas anteriores permite obtener tanto sus relaciones funcionales con las rentas medias como las condiciones necesarias para la existencia de punto de retorno.

Así, en el caso de la medida de desigualdad colectiva o índice cuadrático, R. Pérez et al. (1996) obtienen la expresión $D = A\mu^2 + B\mu + C$ con:

$$A = \left(\frac{1}{\mu_1 - \mu_2} \right) \left(\frac{D_1 + 1}{\mu_1} - \frac{D_2 + 1}{\mu_2} \right)$$

$$B = \left(\frac{1}{\mu_1 - \mu_2} \right) \left(\frac{\mu_1(D_2 + 1)}{\mu_2} - \frac{\mu_2(D_1 + 1)}{\mu_1} \right)$$

$$C = -1$$

donde D_i $i=1, 2$ son los niveles de desigualdad sectoriales medidos con la inquietud cuadrática.

Por su parte, para la inquietud doble cuadrática se obtiene la expresión⁴:

$D^+ = A\mu^3 + B\mu^2 + C\mu + E$ con:

$$A = \left(\frac{1}{\mu_1 - \mu_2} \right) \left(\frac{1}{\mu_1^2} - \frac{1}{\mu_2^2} + \frac{1}{\mu_1^2} D_1^+ - \frac{1}{\mu_2^2} D_2^+ + \frac{2}{\mu_1^2} D_1 - \frac{2}{\mu_2^2} D_2 \right)$$

$$B = \left(\frac{1}{\mu_1 - \mu_2} \right) \left(-\frac{2}{\mu_1} - \frac{\mu_2}{\mu_1^2} + \frac{\mu_1}{\mu_2^2} + \frac{2}{\mu_2} - \frac{\mu_2}{\mu_1^2} D_1^+ + \frac{\mu_1}{\mu_2^2} D_2^+ - 2\frac{\mu_2}{\mu_1^2} D_1 + 2\frac{\mu_1}{\mu_2^2} D_2 - \frac{2}{\mu_1} D_1 + \frac{2}{\mu_2} D_2 \right)$$

$$C = \left(\frac{2}{\mu_1 - \mu_2} \right) \left(\frac{\mu_2}{\mu_1} - \frac{\mu_1}{\mu_2} + \frac{\mu_2}{\mu_1} D_1 - \frac{\mu_1}{\mu_2} D_2 \right)$$

$$E = 1$$

³ De hecho, se observa que a medida que aumenta el nivel de desigualdad el resultado del indicador doble cuadrático puede ser aproximado mediante medidas aditivamente descomponibles con parámetros próximos a -2 , mientras para niveles de desigualdad reducidos la inquietud doble cuadrática se aproxima al caso $\beta = -1$.

⁴ La deducción de esta relación se recoge en M. Alvargonzález (2003), partiendo de la expresión de la inquietud doble cuadrática de una población como suma de los componentes intersectorial e intrasectorial: $D^+ = D^* + D_\alpha$ con:

$$D^* = x \left(\frac{\mu}{\mu_1} - 1 \right)^2 + (1-x) \left(\frac{\mu}{\mu_2} - 1 \right)^2$$

$$D_\alpha = \frac{\mu^2}{\mu_1^2} x D_1^+ + \frac{\mu^2}{\mu_2^2} (1-x) D_2^+ + 2 \left(\frac{\mu^2}{\mu_1^2} x D_1 + \frac{\mu^2}{\mu_2^2} (1-x) D_2 \right) - 2 \left(\frac{\mu}{\mu_1} x D_1 + \frac{\mu}{\mu_2} (1-x) D_2 \right)$$

donde D_i^+ $i=1, 2$ son los niveles de desigualdad sectoriales medidos con la inquietud doble cuadrática.

Si bien en principio esta forma funcional resulta más flexible que la anterior al llevar asociado un polinomio de tercer grado, en el apartado que sigue compararemos su adecuación en aplicaciones empíricas basadas en una base de datos internacional.

5. EVIDENCIA EMPÍRICA

Existe un buen número de análisis empíricos que intentan estimar las relaciones entre desigualdad y crecimiento en distintos ámbitos, contrastando además el supuesto de U invertida.

Si bien la teoría de Kuznets se postula para explicar la evolución temporal de la desigualdad y el crecimiento de un país, la mayoría de las aplicaciones empíricas se han realizado con datos de corte transversal, ya que, a pesar de los indudables avances en cuanto a disponibilidad de bases de datos internacionales, sigue estando vigente la afirmación de M.S. Ahluwalia (1976) según la cual: *“Idealmente, los procesos dinámicos deberían ser examinados en un contexto explícitamente histórico para cada país en particular. Desgraciadamente los datos de series temporales sobre la distribución de la renta a lo largo de un amplio período de tiempo, simplemente no están disponibles para la mayoría de los países en vías de desarrollo. Por el momento, por lo tanto, la investigación empírica en esta área debe recurrir forzosamente a la experiencia de datos de corte transversal de países”*.

Los análisis empíricos no conducen a resultados unánimes como consecuencia de la diversidad de bases de datos, indicadores y métodos de estimación utilizados. Sin ánimo de exhaustividad, una síntesis de investigaciones recientes aparece recogida en la tabla 2.

Tabla 2: Evidencia empírica sobre el modelo de Kuznets

	Apoyan la hipótesis de la U invertida de Kuznets	Rechazan la hipótesis de la U invertida de Kuznets
Muestras de corte transversal	Paukert (1973) Ahluwalia (1976) Braulte (1983) Papanek y Kyn (1986) Campano y Salvatore (1988) Bourguignon y Morrison (1988) Randolph y Lott (1993) Ram (1995) Jha (1996) Dawson (1997) Chang y Ram (2000) Milanovic (2000) Thornton (2001) Easterly (2003)	Anand y Kanbur (1993) Ravaillon (1995)
Muestras temporales	Williamson y Lindert (1980) Williamson (1985) Londoño (1990) Hsing y Smyth (1994)	Weisskoff (1970) Fei, Ranis y Kuo (1978) Lindert y Williamson (1985) Dumke (1991) Kaelble y Thomas (1991) Thomas (1991) Fields (1991, 1995) Oshima (1994)
Datos de panel	Ram (1989) Park y Brat (1995) Higgins y Williamson (1999) Thornton (2001)	Fields y Jakobson (1994) Deininger y Squire (1998) Li, Squire y Zou (1998) Savvides y Stengos (2000) Dollar y Kraay (2001) Wan (2002)

Las dificultades para obtener muestras con suficiente cobertura espaciotemporal y garantías de homogeneidad se han atenuado durante los últimos años gracias al desarrollo de bases de datos internacionales sobre desigualdad y crecimiento, con amplia disponibilidad tanto espacial como temporal, elaboradas con una metodología consistente por autores de reconocido prestigio y accesibles en Internet. Más concretamente, las bases de datos en las que nos hemos basado para llevar a cabo nuestra aplicación son las elaboradas por K. Deininger y L. Squire (1998) y por A. Heston, R. Summers y B. Aten (2002).

La primera de estas bases constituye una de las referencias habituales en los análisis sobre desigualdad y crecimiento, ya que facilita amplia información sobre proporciones de renta acumulada por quintiles de población y el índice de Gini, permitiendo además seleccionar a partir de la base global una muestra de “alta calidad”.

Por su parte, A. Heston, R. Summers y B. Aten han publicado desde 1991 sucesivas versiones de la Penn World Table⁵ que proporcionan amplia información sobre

⁵ La publicación de la Penn World Table se lleva a cabo en el Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP) y se encuentra disponible en <http://pwt.econ.upenn.edu>.

paridades de poder de compra y Cuentas Nacionales para 168 países del mundo en el período 1950-2000.

La base de datos que adoptaremos como referencia para llevar a cabo nuestras estimaciones ha sido construida combinando las dos fuentes anteriormente descritas. La muestra está integrada por 92 países cuya información sobre desigualdad es calificada por K. Deininger y L. Squire (1998) como de alta calidad, y en los que aproximamos el crecimiento económico mediante el PIB per cápita medido en dólares constantes⁶.

Partiendo de esta información, la estimación de las relaciones entre desigualdad y crecimiento será llevada a cabo teniendo en cuenta la relación funcional existente entre cada una de las medidas consideradas y el PIB per cápita. Más concretamente, consideraremos los índices de Gini (G), de Theil (T), de desigualdad colectiva (D) y desigualdad doble cuadrática (D⁺) cuyas relaciones con el PIB per cápita (X) vendrán dadas, para el país i en el período t, por las siguientes expresiones:

$$G_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \gamma_i \left(\frac{1}{X_{it}} \right) + u_{it}$$

$$T_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \gamma_i \text{Log}(X_{it}) + u_{it}$$

$$D_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \gamma_i X_{it}^2 + u_{it}$$

$$D_{it}^{+2} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \gamma_i X_{it}^2 + \delta_i X_{it}^3 + u_{it}$$

La estimación con datos de panel de los modelos anteriores nos permite llevar a cabo distintos tipos de análisis. Así, la existencia de una curva de Kuznets global conllevará la igualdad de coeficientes para todos los países ($\alpha_i = \alpha$; $\beta_i = \beta$; $\gamma_i = \gamma$; $\delta_i = \delta \forall i$) mientras la existencia de efectos estructurales específicos por países se traducirá en términos independientes diferenciados, manteniéndose la igualdad para los restantes coeficientes ($\beta_i = \beta$; $\gamma_i = \gamma$; $\delta_i = \delta \forall i$).

Esta segunda situación se corresponderá con la estimación de un modelo de panel con efectos fijos, esto es, contemplando la presencia de variables dummy específicas para cada país⁷.

⁶ Más concretamente, este PIB ha sido deflactado mediante índices de Precios de Laspeyres, y se corresponde con la variable denominada en la Penn World Table RGDPL (Real GDP per cápita, Constant price: Laspeyres).

⁷ Cabría también la posibilidad de estimar un modelo de efectos aleatorios, contemplando la posibilidad de que los efectos específicos de los países tengan carácter aleatorio. Si bien existe un amplio debate entre las dos alternativas, en esta aplicación nos limitaremos a la consideración de efectos fijos, que proporciona información muy útil sobre las diferencias entre distintas unidades transversales y resulta menos restrictiva en cuanto a los requisitos exigidos (independencia entre los efectos individuales y las variables explicativas).

Una tercera posibilidad sería la consideración de curvas de Kuznets específicas por países, esto es, la existencia de coeficientes diferenciados para las variables explicativas en cada uno de los modelos. En general una estimación de este tipo para todos los países considerados no será factible con los tamaños de muestra disponibles, ni siquiera deseable, dado que la mayoría de los países incluidos en la muestra no presentarán resultados concluyentes sobre las relaciones estimadas entre desigualdad y crecimiento y, tal y como veremos más adelante, para aquéllos que sí los presentan, la evidencia puede ser tanto a favor como en contra de la curva de Kuznets.

Teniendo en cuenta estas consideraciones, hemos llevado a cabo estimaciones de las relaciones entre desigualdad y crecimiento para las medidas de Gini, Theil, desigualdad colectiva y desigualdad doble cuadrática, considerando en cada caso tanto efectos comunes (término independiente único) como efectos fijos (variables dummy por países).

Los resultados permiten apreciar que no existe evidencia a favor de la existencia de una curva de Kuznets “mundial” y confirman además la trascendencia del método de estimación utilizado, ya que la consideración de efectos fijos lleva generalmente asociada no sólo una ganancia de capacidad explicativa sino también pérdidas de significación y cambios en los signos de los coeficientes de las variables explicativas. Estos aspectos han sido también señalados en trabajos como los de G.S. Fields (1995), K. Deininger y L. Squire (1998) y H. Li, L. Squire y H. Zou (1998).

Tabla 3: Modelos estimados con datos de panel para distintas medidas de desigualdad

Medida	Método de estimación	Parámetros estimados (desviaciones estándar)					Coef. de determinación		
		Constantes	X	1/X	Log(X)	X ²	X ³	R ²	R̄ ²
Gini	Efecto común	0,4644 (0,0109)	-0,0000078 (0,0000007)	-88,319 (15,12)				0,175	0,172
	Efectos fijos	Específica por países	0,0000008 (0,0000005)	27,269 (14,17)				0,916	0,899
Theil	Efecto común	-0,242 (0,008)	-0,0000147 (0,0000017)		0,067 (0,01)			0,152	0,149
	Efectos fijos	Específica por países	0,00000158 (0,0000011)		-0,01 (0,01)			0,917	0,899
Desigualdad colectiva	Efecto común	0,709 (0,045)	-0,0000019 (0,000010)			-6,11 (10) ⁻¹⁰ (4,96 (10) ⁻¹⁰)		0,049	0,045
	Efectos fijos	Específica por países	-0,0000029 (0,000011)			1,71 (10) ⁻¹⁰ (3,7 (10) ⁻¹⁰)		0,867	0,840
Desigualdad doble cuadrática	Efecto común	0,684 (0,426)	0,00105 (0,00017)			-1,15 (10) ⁻⁷ (1,73 (10) ⁻⁸)	3,08 (10) ⁻¹² (4,8 (10) ⁻¹³)	0,105	0,100
	Efectos fijos	Específica por países	0,000225 (0,000225)			-2,24 (10) ⁻⁸ (1,8 (10) ⁻⁸)	5,96 (10) ⁻¹³ (4,5 (10) ⁻¹³)	0,759	0,707

Fuente: Elaboración propia a partir de la Penn World Table de A. Heston, R. Summers y B. Atken (2002) y la base de datos de Deininger y Squire (1998).

La comparación de los resultados obtenidos para las distintas medidas de desigualdad consideradas muestra una considerable homogeneidad, ya que las diferencias detectadas van asociadas al procedimiento de estimación o al país (en el caso de efectos fijos), resultando poco relevante el indicador utilizado para la cuantificación de la desigualdad. Cabe también señalar que, si bien los modelos estimados con mayor fiabilidad se corresponden con el índice de Gini, este hecho puede ser debido a la propia configuración de la base de datos, ya que dicho indicador ha sido tomado directamente de la muestra de alta calidad de Deininger y Squire (1998), a diferencia de las restantes medidas que hemos calculado a partir de los datos de PIB per cápita de la Penn World Table y la información sobre quintiles de Deininger y Squire (1998).

Así, en el caso de efectos comunes las estimaciones apuntan a curvas en forma de U invertida, si bien con escasa fiabilidad al estar los coeficientes de determinación ajustados comprendidos entre el 4,5% y el 17%.

La consideración de efectos fijos por países conlleva ganancias considerables en la capacidad explicativa de estos modelos, especialmente en el caso de las medidas de desigualdad colectiva y doble cuadrática, y proporciona estimaciones de los términos independientes diferenciadas por países. Como ya hemos comentado, se detectan además importantes cambios en los signos de los coeficientes estimados para las variables explicativas, que conducen en algunos casos a curvas con forma de U.

Conviene tener presente que el hecho de que no exista una curva de Kuznets mundial no permite afirmar que este patrón de U invertida no se presente en ninguno de los países. De ahí la conveniencia de aproximar las pautas de comportamiento para grupos diferenciados de países a partir de submuestras definidas según distintas tipologías.

Concretamente, el primer ámbito investigado es el de los países latinoamericanos que, de acuerdo con G.S. Fields (1995), presentan, por razones históricas, políticas y culturales, una mayor desigualdad que los restantes países en vías de desarrollo, conduciendo a la obtención de una U invertida para la estimación de corte transversal.

En nuestro caso hemos seleccionado una muestra integrada por 18 países: Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Perú, Puerto Rico, Trinidad y Venezuela, a partir de la cual estimamos los modelos anteriormente especificados, obteniendo los resultados que aparecen resumidos en la tabla 4.

Como se puede observar, en términos generales los modelos estimados muestran una baja capacidad explicativa, debido a la heterogeneidad presente en la muestra considerada. Por otra parte, siguen siendo válidos los comentarios realizados previamente sobre el impacto de los métodos de estimación en los signos y la significación de los coeficientes

Tabla 4: Modelos estimados para los países latinoamericanos

	Indice de Gini		Indice de Theil		Desigualdad colectiva		Desigualdad doble cuadrática	
	Ef. común	Ef. fijos	Ef. común	Ef. fijos	Ef. común	Ef. fijos	Ef. común	Ef. fijos
X	-4,25 (10) ⁻⁶ (8,29 (10) ⁻⁵)	3,14(10) ⁻⁷ (8,99 (10) ⁻⁶)	-3,93(10) ⁻⁵ (2,76(10) ⁻⁵)	-3,41(10) ⁻⁵ (2,72(10) ⁻⁵)	0,0003 (0,00017)	0,0003 (0,00017)	-0,0093 (0,0059)	-0,0025 (0,0079)
1/X	-26,847 (172,04)	112,7527 (200,16)						
Log(X)			0,1847 (0,1374)	0,1485 (0,1386)				
X ²					-2,22(10) ⁻⁸ (1,53(10) ⁻⁸)	-2,96(10) ⁻⁸ (1,50(10) ⁻⁸)	1,89(10) ⁻⁶ (1,08(10) ⁻⁶)	7,26(10) ⁻⁷ (1,39(10) ⁻⁶)
X ³							-1,2(10) ⁻¹⁰ (6,17(10) ⁻¹¹)	-5,6(10) ⁻¹¹ (7,5(10) ⁻¹¹)
Coef. común	0,5308 (0,079)		-0,98 (1,027)		0,5783 (0,4697)		19,5570 (10,0681)	
Coef. fijos								
Bolivia		0,3736 (0,1091)		-0,8183 (1,0197)		0,0231 (0,5315)		4,1117 (13,1509)
Brasil		0,5489 (0,0866)		-0,5823 (1,0461)		0,9205 (0,5438)		10,8098 (14,3234)
Chile		0,4934 (0,0881)		-0,6912 (1,0471)		0,2475 (0,5776)		5,2143 (14,5416)
Colombia		0,4843 (0,0865)		-0,7050 (1,0428)		0,2706 (0,4974)		5,7709 (14,5508)
Costa Rica		0,4406 (0,0846)		-0,7732 (1,0478)		0,0944 (0,5360)		5,1726 (14,8281)
Dominicana		0,4326 (0,0932)		-0,7738 (1,0363)		0,1089 (0,5108)		4,8796 (14,2791)
Ecuador		0,3997 (0,0928)		-0,7844 (1,0459)		-0,0794 (0,6622)		3,7914 (15,2737)
El Salvador		0,4589 (0,0913)		-0,7548 (1,0514)		-0,0014 (0,6615)		3,7989 (15,5006)
Guatemala		0,5247 (0,0883)		-0,6405 (1,0421)		0,8292 (0,5151)		11,3331 (14,6643)
Honduras		0,5164 (0,118)		-0,5799 (1,0039)		1,5255 (0,4153)		18,9259 (11,6174)
Jamaica		0,3986 (0,0874)		-0,8408 (1,0409)		-0,1425 (0,4826)		3,7821 (14,4389)
Mexico		0,5149 (0,0885)		-0,6352 (1,0434)		0,5255 (0,5389)		7,1445 (14,1442)
Nicaragua		0,4435 (0,1266)		-0,6943 (0,9993)		0,5098 (0,4923)		5,8558 (11,5996)
Panama		0,4981 (0,0853)		-0,6763 (1,0484)		0,8354 (0,5539)		13,1702 (14,9252)
Perú		0,4308 (0,0857)		-0,7779 (1,0493)		-0,1404 (0,5701)		3,1711 (15,0423)
Puerto Rico		0,4955 (0,0994)		-0,6768 (1,0362)		1,1337 (0,6003)		17,0832 (14,2775)
Trinidad		0,4414 (0,0949)		-0,7421 (1,0365)		0,7996 (0,5347)		13,0079 (14,6663)
Venezuela		0,4273 (0,0955)		-0,7782 (1,0369)		0,0768 (0,5555)		4,9509 (13,8130)
R ²	0,0088	0,6917	0,0252	0,7136	0,0270	0,6147	0,0486	0,5320

Fuente: Elaboración propia a partir de la Penn World Table de A. Heston, R. Summers y B. Atken (2002) y la base de datos de Deininger y Squire (1998)

Si bien la conclusión general del análisis realizado es que no existe una curva de Kuznets para el ámbito latinoamericano, se aprecian diferencias importantes en cuanto a los distintos indicadores de desigualdad considerados. Así, la única evidencia a favor de la existencia de una U invertida proviene de la estimación asociada a los índices de desigualdad colectiva y de Gini (si bien en este caso la conclusión cambia al contemplar la presencia de efectos fijos por países) mientras los modelos estimados para los índices de Theil y doble cuadrático presentarían patrones de desigualdad monótonamente decrecientes.

La conclusión de que el modelo de Kuznets no explica de forma satisfactoria el comportamiento de la desigualdad y el crecimiento en el ámbito latinoamericano queda reforzada si completamos los resultados anteriores con los obtenidos en trabajos previos basados en información del Banco Mundial⁸.

Un segundo grupo de países considerados es el de los productores de petróleo, siguiendo las sugerencias de autores como R. Summers y A. Heston (1991). No obstante, del total de 14 países clasificados en esta categoría según dichos autores, tan sólo 6 (Argelia, Gabón, Nigeria, Trinidad –Tobago, Ecuador y Venezuela) se encuentran incluidos en nuestra muestra.

Para la interpretación de los resultados obtenidos en este análisis, cuyo resumen aparece en la tabla 5, siguen siendo válidos los comentarios realizados para el ámbito latinoamericano. A la baja fiabilidad de los modelos estimados y los cambios asociados al método de estimación utilizado se une el hecho de que únicamente el índice de desigualdad colectiva (y en menor medida el de Gini) estiman relaciones en forma de U invertida.

⁸ En Alvargonzález, M.; López, A.J. y Pérez, R. (2002) se recogen separadamente estimaciones de los modelos de Kuznets basados en muestras transversales y series temporales, partiendo de un grupo de países que no son exactamente coincidentes con los de este análisis. Más concretamente, la muestra transversal incluye Paraguay y Uruguay y excluye Puerto Rico. Por su parte, la aplicación empírica temporal se basa en información para el período 1960-1997, incluyendo Argentina y Belize, pero excluyendo Nicaragua.

Tabla 5: Modelos estimados para países exportadores de petróleo

	Índice de Gini		Índice de Theil		Desigualdad colectiva		Desigualdad doble cuadrática	
	Ef. común	Ef. fijos	Ef. común	Ef. fijos	Ef. común	Ef. Fijos	Ef. común	Ef. fijos
X	1,19 (10) ⁻⁶ (1,14(10) ⁻⁵)	-1,24(10) ⁻⁵ (1,12(10) ⁻⁵)	-9,51(10) ⁻⁶ (2,91(10) ⁻⁵)	-2,95(10) ⁻⁵ (6,25(10) ⁻⁵)	0,0002 (0,0002)	0,0007 (0,0005)	0,0028 (0,0049)	0,0223 (0,0241)
1/X	-81,6554 (99,7848)	-166,5730 (367,38)						
Log(X)			0,0703 (0,1074)	0,1226 (0,4174)				
X²					-1,28(10) ⁻⁸ (1,65(10) ⁻⁹)	-4,96(10) ⁻⁸ (3,47(10) ⁻⁹)	-4,1(10) ⁻⁷ (1,05(10) ⁻⁹)	-2,79(10) ⁻⁶ (3,69(10) ⁻⁹)
X³							1,77(10) ⁻¹¹ (6,32(10) ⁻¹¹)	1,08(10) ⁻¹⁰ (1,79(10) ⁻¹⁰)
Coef. común	0,4674 (0,0994)		-0,2329 (0,7439)		0,4958 (0,4101)		-0,7040 (5,6943)	
Coef. fijos								
Argelia		0,4837 (0,1275)		-0,6772 (3,2532)		-1,6843 (1,7487)		-54,6877 (51,3658)
Gabón		0,7340 (0,1328)		-0,3265 (3,2585)		-0,4888 (1,8742)		-47,1764 (48,9745)
Nigeria		0,5683 (0,3857)		-0,5727 (2,8137)		0,0404 (0,5101)		-17,3909 (20,3425)
Trinidad		0,5755 (0,1317)		-0,5457 (3,2407)		-0,5089 (1,7019)		-43,6306 (49,8078)
Ecuador		0,5209 (0,1368)		-0,5876 (3,2118)		-1,1085 (1,4964)		-48,8904 (48,8726)
Venezuela		0,5636 (0,1293)		-0,5814 (3,2596)		-1,3713 (1,8602)		-52,1403 (49,1793)
R²	0,1831	0,7990	0,0881	0,7371	0,1007	0,6689	0,0724	0,6374

Fuente: Elaboración propia a partir de la Penn World Table de A. Heston, R. Summers y B. Atken (2002) y la base de datos de Deininger y Squire (1998)

Dado que la heterogeneidad existente en los grupos investigados y el reducido tamaño de muestra disponible dificultan la estimación de modelos que expliquen de modo satisfactorio las relaciones entre desigualdad y crecimiento en estos grupos de países⁹, abordamos por último el análisis individual, obteniendo los patrones de comportamiento que aparecen resumidos en la tabla 6.

⁹ Estas dificultades se hacen patentes al tratar de analizar el caso de los países en transición que, de acuerdo con G.H. Wan (2002), presentan un comportamiento menos estable que las economías consolidadas, exigiendo por tanto modelos más flexibles para representar las relaciones entre desigualdad y crecimiento. La muestra consta en este caso de 10 países: Bielorrusia, Bulgaria, Eslovenia, Estonia, Hungría, Letonia, Lituania, Polonia, Rumania y Ucrania y el reducido número de observaciones disponibles en el panel impide llevar a cabo la estimación de los correspondientes modelos.

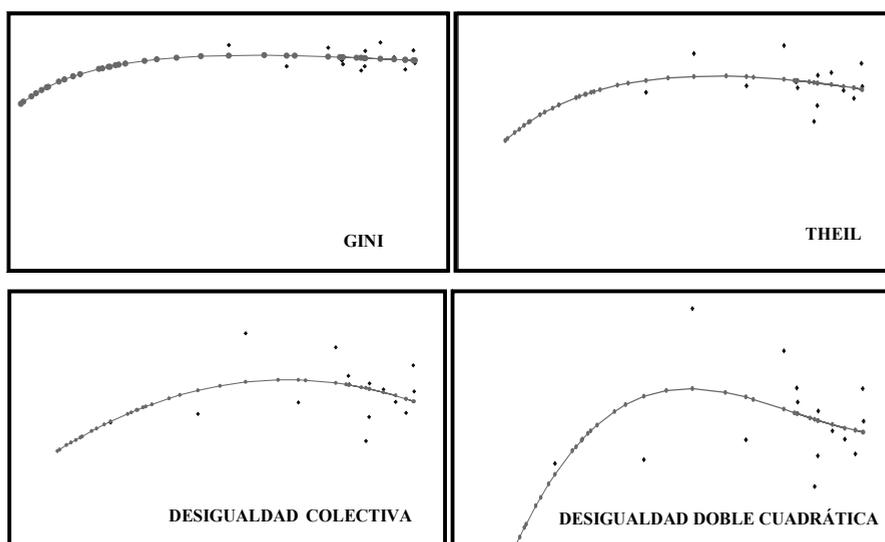
Tabla 6: Clasificación de países según las relaciones estimadas entre desigualdad y crecimiento

U	U invertida	Decreciente	Creciente
Bélgica Costa Rica ^(a) Estados Unidos Hong-Kong ^(a) India ^(b) Jamaica ^(b) Nueva Zelanda ^(b) Suecia ^(b) Taiwán ^(b) Venezuela ^(a)	Australia Brasil ^(d) Canadá ^(d) España ^(c) Filipinas Finlandia ^(d) Hungria ^(d) Japón ^(e) Korea México Pakistán ^(c)	Bangladesh	Alemania Tailandia

NOTAS: ^(a) Los modelos estimados para la medida doble cuadrática prolongan la U con una U invertida; ^(b) Los modelos estimados para la medida doble cuadrática presentan una U invertida precediendo al patrón de U; ^(c) Los modelos estimados para la medida doble cuadrática prolongan la U invertida con una U; ^(d) Los modelos estimados para la medida doble cuadrática presentan una rama en U precediendo al patrón de U invertida; ^(e) El modelo estimado para el índice de Gini presenta sólo una rama decreciente.

Así, entre los países que presentan evidencia a favor de las hipótesis de Kuznets destaca el caso de Brasil, para el que nuestras estimaciones adoptan la forma representada en el gráfico 1, similar a la obtenida en los trabajos de G.S. Fields (1995).

Gráfico 1: Modelos desigualdad-crecimiento estimados para Brasil



La evidencia a favor de patrones de U invertida incluye también los casos de Filipinas, Hungría y México según los trabajos de Deininger y Squire (1998). Los resultados de nuestras estimaciones son coincidentes, si bien en el caso de la medida cuadrática, como consecuencia de la mayor flexibilidad del modelo estimado, este patrón se completa con ramas en forma de U que lo preceden o lo prolongan.

Cabe por último señalar que en el extremo opuesto se encuentra Estados Unidos, país para el que todas las medidas consideradas proporcionan modelos estimados con forma de U.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos abordado la relación entre la desigualdad y el crecimiento económico, adoptando como referencia el planteamiento de Kuznets y cuantificando la desigualdad tanto con las medidas habitualmente empleadas como con dos nuevos indicadores basados en medidas de información: la desigualdad colectiva y la desigualdad doble cuadrática.

Dado que la forma funcional que relaciona desigualdad y crecimiento depende de los indicadores utilizados para su cuantificación, hemos derivado la relación analítica asociada a las medidas de desigualdad colectiva y doble cuadrática, obteniéndose expresiones polinómicas de segundo y tercer grado respectivamente, que resultan más flexibles que las obtenidas con las medidas tradicionales de desigualdad.

La estimación de los modelos de desigualdad en función del crecimiento económico ha sido llevada a cabo partiendo de una base de datos construida a partir de la Penn World Table elaborada por A. Heston, R. Summers y B. Aten (2002) y la base de K. Deininger y L. Squire (1998), considerando como indicadores de desigualdad las medidas de Gini, Theil, desigualdad colectiva y desigualdad doble cuadrática y especificando en cada caso tanto efectos comunes como fijos. Los resultados permiten apreciar que no existe evidencia a favor de la existencia de una curva de Kuznets “mundial” y que las diferencias asociadas al procedimiento de estimación son más relevantes que las ligadas al indicador utilizado para cuantificar la desigualdad.

El análisis empírico ha analizado también muestras de países latinoamericanos y de productores de petróleo, estimándose modelos con reducida capacidad explicativa y donde las únicas evidencias a favor de la existencia de un modelo de U invertida corresponden a los índices de Gini y de desigualdad colectiva.

7. BIBLIOGRAFÍA

- AHLUWALIA, M.S. (1976): "Income distribution and Development: Some Stylized Facts", *American Economic Review*, mayo, p. 128-135.
- ALVARGONZÁLEZ, M. (2003): "Medidas doble cuadráticas de información. Algunas aplicaciones económicas", *Tesis Doctoral*, Universidad de Oviedo.
- ALVARGONZÁLEZ, M., LÓPEZ, A.J. AND PÉREZ, R. (2002): "La medida de inquietud doble cuadrática y sus aplicaciones económicas", *Documento de trabajo HISPALINK-Asturias* 3/2002.
- ALVARGONZÁLEZ, M., LÓPEZ, A.J. AND PÉREZ, R. (2004): "The Double Quadratic Uncertainty Measures and Their Economic Applications" en *Soft Methodology and Random Information Systems*, Springer, p. 677-684.
- ALVARGONZÁLEZ, M., LÓPEZ, A.J. AND PÉREZ, R. (2004): "Growth-inequality relationship. An analytical approach and some evidence for Latin America", *Applied Econometrics and International Development*, vol.4-2, April-June, p. 91-108.
- ANAND, S. AND KANBUR, S.M.R. (1993): "The Kuznets process and the inequality-development relationship", *Journal of Development Economics*, 40, p. 25-52.
- ATKINSON, A.B. (1999): "Is Rising Inequality Inevitable? A Critique of the Transatlantic Consensus", *WIDER Annual Lecture*, 3, UNU/ WIDER, Helsinki.
- BOURGUIGNON, F. (1979): "Decomposable income inequality measures", *Econometrica*, 47 (4), p. 901-920.
- BOURGUIGNON, F. AND MORRISON, C. (1990): "Income distribution, development and foreign trade: a cross-sectional analysis", *European Economic Review*, 34, p. 1113-1132.
- BRAULKE, M. (1983): "A note on Kuznets' curve", *The Review of Economics and Statistics*, 65, p. 135-139.
- CAMPANO, F. AND SALVATORE, D. (1988): "Income distribution, development and foreign trade: a cross-section analysis", *European Economic Review*, 34, p. 1113-1132.
- CHANG, J.Y. AND RAM, R. (2000): "Level of Development, Rate of Economic Growth and Income Inequality", *Economic Development and Cultural Change*, 48, 4, p. 787-799.
- COWELL, F.A. (1980): "On the structure of additive inequality measures". *Review of Economic Studies*, 47, p. 521-531.
- DAWSON, P.J. (1997): "On testing Kuznets' economic growth hypothesis", *Applied Economic Letters*, 4, p. 409-410.
- DEININGER, K. AND SQUIRE, L. (1998): "New ways of looking at old issues: inequality and growth", *Journal of Development Economics*, 57, p. 259-287.

- DOLLAR, D. AND KRAAY, A. (2001): "Growth is good for the Poor", *Development Research Group Working Paper*, World Bank.
- DUMKE, R. (1991): "Income inequality and industrialisation in Germany, 1850-1913: the Kuznets Hypothesis Re-examined", en Brenner, Y.S.; Kaelble, H.; Thomas, M. (Eds) *Income distribution in historical perspective*, Cambridge University Press.
- EASTERLY, W. (2003): "A Tale of Two Kuznets Curves: Inequality in the Old and New Globalizations", *NBER Pre-Conference on Globalization and Inequality*, Cambridge.
- FEI, J.C.H., RANIS, G. AND KUO, S. (1978): "Growth and the Family Distribution of Income by Factor Components", *Quarterly Journal of Economics*, febrero, p.17-53.
- FIELDS, G.S. (1991): "Growth and Income Distribution", en G. Psacharopoulos (ed.), *Essays on Poverty, Equity and Growth*, Pergamon.
- FIELDS, G.S. (1995): "La curva de Kuznets: una buena idea, pero...", *Información Comercial Española*, 61, p. 59-77.
- FIELDS, G.S. AND JAKUBSON, G.H. (1994): *New evidence on the Kuznets curve*, Cornell University.
- HESTON A., SUMMERS R. AND ATEN, B. (2002): *Penn World Table Version 6.1.*, Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania. <http://pwt.econ.upenn.edu>.
- HIGGINS, M. AND WILLIAMSON, J.S. (1999): "Explaining inequality the World round: cohort size, Kuznets curves and openness". *Federal Reserve Bank of New York*. <http://www.worldbank.org/research/growth>.
- HSING, Y. AND SMITH, D. (1994): "Kuznets' inverted-U hypothesis revisited", *Applied Economic Letters*, p. 111-113.
- JHA, K. (1996): "The Kuznets Curve: A Reassessment", *World Development*, 24, p. 773-780.
- KAELBLE, H. AND THOMAS, M. (1991): "Income distribution in historical perspective: Introduction", en Brenner, Y.S.; Kaelble, H.; Thomas, M. (Eds) *Income distribution in historical perspective*, Cambridge University Press.
- KNIGHT, J.B. (1976): "Explaining Income Distribution in Less Developed Countries: A Framework and an Agenda", *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 38, p. 161-177.
- KUZNETS, S. (1955): "Economic growth and income inequality", *American Economic Review*, 45, p. 1-28.
- KUZNETS, S. (1963): "Quantitative aspects of the Economic growth of Nations: VIII, Distribution of Income by Size", *Economic Development and Cultural Change*, enero, 2, p. 1-80.
- LI, H., SQUIRE, L. AND ZOU, H. (1998): "Explaining international and intertemporal variations in income inequality", *The Economic Journal*, 108, p. 26-43.
- LINDERT, P.H. AND WILLIAMSON, J.G. (1985): "Essays in Exploration: Growth, Equality and History", *Explorations in Economic History*, 22, p. 341-377.

- LONDOÑO, J.L. (1990): "Human capital and Long Run Swings of Income Distribution: Colombia 1938-1988", Mimeo, Agosto.
- LÓPEZ, A.J. AND PÉREZ, R. (1991): Indicadores de Desigualdad y Pobreza. Nuevas alternativas, *Documento de trabajo N°37/1991, Facultad de CC. Económicas y Empresariales*, Universidad de Oviedo.
- MILANOVIC, B. (2000): "Determinants of Cross-Country Income Inequality: An Augmented Kuznets Hypothesis", *Development Research Group*, World Bank, Washington.
- MILANOVIC, B. (2002): "The Ricardian Vice: Why Sala-i-Martin's Calculations of World Income Inequality cannot be right", *Development Research Group*, World Bank, Washington.
- OGWANG, T. (2000): "Inter-country inequality in human development indicators", *Applied Economic Letters*, 7, p. 443-446.
- OSHIMA, H.T. (1994): "The impact of technological transformation on historical trends in income distribution of Asia and the West", *Developing Economies*, 32 (3), p. 237-255.
- PAPANEK, G. AND KYN, O. (1986): "The effect of income distribution of development, the growth rate and economic strategy", *Journal of Development Economics*, 23, p. 55-65.
- PARK, W.G. AND BRAT, D.A. (1995): "A global Kuznets curve?" *Kyklos*, 48, p. 105-131.
- PAUKERT, F. (1973): "Income distribution at different levels of development: a survey of evidence" *International Labour Review*, 108, p. 97-125.
- PÉREZ, R. (1985): "Estimación de la incertidumbre, la incertidumbre útil y la inquietud en poblaciones finitas: una aplicación a las medidas de desigualdad", *Revista de la Real Academia de Ciencias Exactas, Físicas y Naturales*, Tomo LXXIX, cuaderno 4. Madrid, p. 651-654.
- PÉREZ, R., CASO, C. AND GIL, M.A. (1986): "Unbiased Estimation of Income Inequality", *Statistische Hefte*, 27, p. 227-237.
- PÉREZ, R., LÓPEZ, A.J., CASO, C. AND LANDAJO, M. (1996): "Desigualdad de renta. Una propuesta de cuantificación", *Anales de Economía Aplicada*, Actas de la X Reunión ASE-PELT-España, Albacete.
- RAM, R. (1989): "Level of development and income inequality: an extension of Kuznets-hypothesis to the world economy", *Kyklos*, 42, p. 73-88.
- RAM, R. (1995): "Economic Development and Income Inequality: An Overlooked Regression Constraint", *Economic Development and Cultural Change*, 43, p. 425-434.
- RANDOLPH, S.M. AND LOTT, W.F. (1993): "Can the Kuznets Effect Be Relied on to Induce Equalizing Growth?", *World Development*, 21, p. 829-840.
- RAVALLION, M. (1995): "Growth and poverty: Evidence for developing countries in the 1980s", *Economics Letters*, 48, p. 411-417.

- ROBINSON, S. (1976): "A Note on the U Hypothesis relating Income Inequality and Economic Development", *American Economic Review*, 66, 3, p. 437-440.
- RUNCIMAN, W.G. (1966): "Relative Deprivation and Social Justice". Routledge and Kegan Paul. London.
- SAVIDES, A. AND STENGOS, T. (2000): "Income inequality and economic development: evidence from the threshold regression model". *Economics Letters*, 69, p. 207-212.
- SHORROCKS, A.F. (1980): "The class of additively decomposable inequality measures", *Econometrica*, 48 (3), p. 613-625.
- SUMMERS, R. AND HESTON, A. (1991): "The Penn World Table: An expanded set of international comparisons 1950-1988". *Quarterly Journal of Economics*, 106, 2, p. 327-368.
- SYLWESTER, K. (2000): "Income inequality, education expenditures and growth", *Journal of Development Economics*, 63, p. 379-398.
- THOMAS, M. (1991): "The Evolution of Inequality in Australia in the Nineteenth Century", en Brenner, Y.S.; Kaelble, H.; Thomas, M. (Eds) *Income distribution in historical perspective*, Cambridge University Press.
- THORNTON, J. (2001): "The Kuznets inverted-U hypothesis: panel data evidence from 96 countries", *Applied Economic Letters*, 8, p. 15-16.
- VICENTE, J. AND BORGE, L. (2000): "Inequality and growth: Inverted and univerted U-shapes", *Applied Economic Letters*, 7, p. 497-500.
- WAN, G.H. (2002): "Income Inequality and Growth in Transition Economies", *World Institute for Development Economics Research, Discussion Paper*, 104.
- WEISSKOFF, R. (1970): "Income distribution and Economic Growth in Puerto Rico, Argentina and Mexico", *Review of Income and Wealth*, december, p. 303-332.
- WILLIAMSON, J.G. (1985): "Income Distribution and Economic Growth in Puerto Rico, Argentina and Mexico", *Review of Income and Wealth*, diciembre, p. 303-332.
- WILLIAMSON, J.G. (1991): *Inequality, Poverty and History*, Cambridge MA: Basil Blackwell.
- WILLIAMSON, J.G. AND LINDERT, P.H. (1980): *American Inequality: A Macroeconomic History*, Nueva York: Academic Press.
- WORLD BANK (2001): *World Development Indicators*.
- YITZHAKI, S. (1979): "Relative deprivation and the Gini coefficient". *Quarterly Journal of Economics*, 93, 2, p. 321-324.
- ZAGIER, D. (1983): "On the decomposability of the Gini coefficient and other indices of inequality", *Discussion Paper N°108. Projektgruppe Theoretische Modelle*. Universität Bonn.
- ZHU, S. AND OXLEY, L. (2001): "Testing models of growth -a two-sector model of the USA", *Applied Economic Letters*, 8, p. 325-329.